

# 农地确权真能提高农业生产效率吗<sup>\*</sup>

## ——基于农业现代化维度的考察

周 凤 (山东政法学院商学院 济南 250014)

邓宏图 (广州大学新结构经济学研究中心 广州 510006)

**摘 要:**农地确权对农业生产效率的重要性似乎是一种共识,本文基于中国金融调查数据,运用倾向得分匹配双重差分基准模型和异质性模型,进行理论分析和实证检验后发现,农地确权对农业生产规模效率、纯技术效率和综合效率的影响均未达预期。如果没有相匹配的农业合作组织以及完善的社会化服务水平,农地确权本身并不会通过提高农地流转率或改善长期投资激励等方式来提高农业生产效率。与此同时,本文证实农地确权对农业生产规模的效率决定,受农业生产合作组织和社会化服务水平影响较大,而农业生产纯技术效率则不受影响。但综合看来,社会化服务水平的完善情况对农业生产综合效率的影响要优于农业生产组织对农业生产综合效率的影响。因此,现阶段单纯推动农地确权制度改革对农业生产效率的促进作用不大,而进一步提升农业现代化水平,把同质性小农户组织起来,发展适度规模经营,提供包括外包机制在内的社会化服务,才能真正实现农业生产规模效率和综合效率的有效提升。

**关键词:**农地确权;农业生产效率;双重差分;农业现代化

### 一、引 言

农地确权的政策效果值得考察,其背后的原因也要引起关注,就确权谈确权对提高农业生产效率是无甚多意义的。已有研究中,部分学者认为明晰且稳定的产权制度可以通过鼓励农业长期投资(Hosaena等,2015)、降低市场交易费用(Deininger等,2011)和促进规模经营等途径提高农业生产效率(Holden等,2007),但也有研究证实农地确权强化农户土地占有权的同时,一定程度上抑制了农业生产要素的配置效率(冯华超等,2019;胡新艳等,2016)。2022年中央农村工作会议上,习近平总书记指出,确保大多数农户原有承包权保持稳定、顺利延包的同时也要发展适度规模经营,支持发展家庭农场、农民合作社等新型经营主体,加快健全农业社会化服务体系,把小农户服务好、带动好。其表明在探讨农地确权生产率效应的同时,也要注意农业组织水平和农业社会化服务水平等是否为其提供了必要支持。对于传统经营模式下的小农经营主体,通过确权提高其生产效率的传导机制并不一定成立,甚至会由于地权安全性感知强化后带来的抛荒、弃耕等造成对生产效率的损失(罗必良等,2020)。一个重要的判断是,农地确权政策背景下农业生产效率的提升具有极强的情境、现实和对象的依赖性,农地确权政策效果的发挥有赖于农业生产组织管理和生产条件的现代化水平。

<sup>\*</sup> 项目来源:国家社会科学基金重大攻关项目“全面建成小康社会背景下新型城乡关系研究”(编号:17ZDA067);广州大学校内科研项目“广州数字农业赋能城乡产业融合的内在机理和实现路径研究”(编号:PTZC2022025)。邓宏图为本文通讯作者

产权经济学认为,产权制度的建立可以稳定行为主体的财产处置预期。作为对理论的政策响应,自改革开放以来,中国政府不断尝试通过明晰农地产权来诱发农户农业生产效率的提升。已有文献针对农地确权对土地流转(程令国等,2016;冀县卿等,2018;叶剑平等,2018)、信贷可得性、投资激励(Goldstein 等,2018;钟甫宁等,2009)和劳动力转移等要素配置效应的提升进行了集中性探讨(陈媛媛等,2017),相比之下,对农地确权与农业生产效率提升的直接研究则相对较少且结论不一。

同样是农地确权政策,为何对部分研究对象得以在降低交易费用、增进土地流转、刺激农业投资等方面发挥作用,对部分研究对象则不然?事实上,农村经济的复杂性不仅在于土地产权的法律规定性,更在于这一界定性成立后,以追求生产效率为目标的经营主体对土地权能的可应用性。三权分置的制度优势已不言而喻,但经农地确权界定之后的土地权能并不必然与农业生产经营主体相对应,尤其是农村劳动力非农转移之后形成了大量的“不在承包权”(邓宏图等,2021),加之农地确权后农民对具体地块的占有权进一步被强化,土地利益预期加强,村组调整地块的能力大大弱化,分散化、细碎化经营以及农地抛荒现象被逐步固化(罗必良等,2020),在传统经营模式下,农地确权提升农业生产效率的制度效力难以形成(匡远配等,2021)。综合来看,可以发现农地确权对农业生产效率的影响并不是单一维度下的作用机制,也不是简单农地生产效率或规模效率所能全面反映的,而当前研究一方面仅停留在对内在机制的检验,未能对因果关系结论不一的现象提供可能的解释,另一方面未能从规模效率、纯技术效率和综合效率三方面对农业生产效率进行全方位综合考量。因此,针对农地确权的效率决定研究仍需进一步探讨。

有研究试图通过农户对地权安全性感知的差异来解释可能导致结论不一的原因,认为对于原有地权安全性较低的村庄而言,农地确权可以显著增强其对地权稳定性和安全性的感知,进而促进其农业生产效率的提升(Markussen,2008;Melesse 等,2016),而那些前期经历农地调整的农户则会导致其削弱对农地产权的稳定性预期,并造成部分确权效率损失,耿鹏鹏等(2021)进一步将农地调整经历进行大小分级,得到的结论也证实了这一点。但是,不可忽视的是对地权稳定性和安全性的感知仍停留在农户自身的内源性差异。虽然暂且认可农业生产效率的提升取决于农地确权对农户激励效应的相关关系,但这一关系积极与否以及农地确权对农户激励效应的强弱程度不仅取决于农户本身,其所具备的外部约束条件在这一过程中往往起到决定性作用。有研究表明,小农户与适度规模经营衔接过程中劳动力成本增加(钟甫宁,2016)、互联网基础设施不到位(周凤等,2023)、信贷不可得和抵御风险能力差等多重约束都阻碍了农业生产效率的提高(王吉鹏等,2018)。2021 年通过的《中华人民共和国乡村振兴促进法》规定了国家应支持农民专业合作社、家庭农场和涉农企业、农业专业化社会化服务组织等以多种方式与农民建立利益联结机制。近年来,农业合作组织和农业社会化服务为推动农业适度规模经营、提升农业生产效率提供了重要支撑。由此,单一地从农户对地权安全性感知的内源性差异来解释农地确权效率决定的不一致性,并不能从根本上解答农地确权政策效果不一的疑问。

为弥补已有研究的缺陷,本文试图从三个方面对已有文献给予补充:一是本文借助 DEA 数据包络分析模型根据农户投入产出测算农户农业生产规模效率、纯技术效率和综合效率,从农业生产经营规模的优化程度、农户的生产性努力程度和农户综合资源配置能力三个维度综合分析农地确权的政策效果,以更准确的识别农地确权对农业生产效率的影响效应。二是本文将新一轮农村土地承包经营权确权登记工作在全国正式铺开作为外生政策冲击,通过构造准自然实验,运用双重差分法结合倾向得分匹配(PSM-DID)法实证检验新一轮农地确权工作对农业生产效率的影响,有效克服了可能存在的内生性。三是本文试图从外部约束条件视角,结合农业农村现代化水平,从农业经营主体的组织水平和农业社会化服务水平两个层面来重新诠释农地确权的制度内涵,为不同外部约束条件如何影

响农业生产效率寻求逻辑一致的解释,并运用异质性 DID 模型探讨已有研究结论不一的可能原因,由此揭示不同外部约束条件下农地确权效率决定的制度内涵。

## 二、农地确权:制度背景与内在机理

### (一) 制度背景

改革开放以来,中国农村土地制度依据国家经济社会发展需要经历了一系列创新实践,在此背景下,农民土地的产权强度逐步得以强化。主要表现在以下三个方面:一是农户土地产权的主体地位。中发[1980]75 号文件的发布明确指出了包产到户、包干到户的长期稳定性,农户的主体地位首次得到肯定。20 世纪 80 年代家庭联产承包责任制的实施,加之 1998 年《土地管理法》和 2002 年《农村土地承包法》的颁布,农户在土地产权中的主体地位在法律层面上得以确立;二是农户土地产权的稳定性。1982—1986 年,中央连续出台了五个中央“一号文件”,强调农户土地产权的稳定性和家庭联产承包责任制的完善。从 1984 年提出农户拥有土地承包经营权“15 年不变”到 1993 年的“30 年不变”、2008 年中共十七届三中全会上提出的土地承包关系“稳定长久不变”,再到 2017 年十九大宣布的二轮承包到期后“再延长 30 年”,无疑给广大农民吃了一颗定心丸,新型经营主体的预期也更为稳定;三是农户土地产权的灵活性。1988 年《宪法修正案》和同年修订的《土地管理法》首次更正了 1986 年《土地管理法》中对出租或任何形式的土地流转的明确禁止。并从 1988 年的允许“内部流转”逐步发展为 1998 年允许“村外流转”,最终在 2002 年的《土地承包法》明确提出禁止村集体或当地政府干预转包、出租、互换、转让或其他方式的土地流转。

至此,中国土地产权的农户主体地位及其稳定性和灵活性在法律规定下得以强化,然而,农户承包权边界不清和不稳定的潜在问题依然存在,劳动力非农转移后诱发的“不在承包权”和“弱者种地”问题已经严重影响农业生产效率。由此,2008 年中共十三届三中全会上明确提出要做好农地的“确权、登记、颁证”工作,以此弥补农地产权登记制度上的缺失和土地调整带来的不稳定预期。在这之后,农业农村部从 2009 年的小规模试点到 2011 年扩大试点范围,逐渐明确具体任务:厘清承包地“四至”,建立注册登记管理制度、颁发正式法律表达的农村土地承包经营权证书。试点相对成熟后,2013 年中央“一号文件”则明确提出 5 年内要基本完成农村土地承包经营权的颁证工作,自此确权工作由试点转向全面铺开,进而为本文识别农地确权与农业生产效率之间的因果关系提供了一个天然的“准自然实验”。

与以往土地确权改革不同,2013 年以来的新一轮土地确权具有归属更加清晰、权能更加完整、保护更加严格的鲜明特点。此外,土地确权工作的完成是农地产权改革新的起点,而非结束。农地产权界定仅仅是农地产权改革的基础要求,更重要的是推动产权界定到产权实施的转变,指导第二轮土地承包到期后三轮延包工作,进一步解决农业生产经营过程中面临的现实难题。因此,本文以 2013 年和 2015 年为研究样本,探讨新一轮土地确权对农业规模经营的影响将更具有现实意义,所得结论也更具有现实适用性(郑淋议等,2023)。

### (二) 外部约束条件下农地确权生产率效应的内在机理

在本文看来,农地确权虽然能强化农户土地的主体地位、稳定性和灵活性,但农户对生产要素的配置能力和使用效率以及专业化分工水平等一系列与农业生产效率直接相关的因素并不必然会因此有所改善。基于此,本文构建基于农业现代化水平维度考察下的农地确权对农业生产效率影响的理论分析框架(见图 1)。

1. 农地确权、要素配置与农业生产率。一是农地确权并不必然推动土地流转率的提高。首先,农地确权虽然强化了农户对土地的稳定性预期,但也进一步增强了农户对土地的占有权,以及长期稳



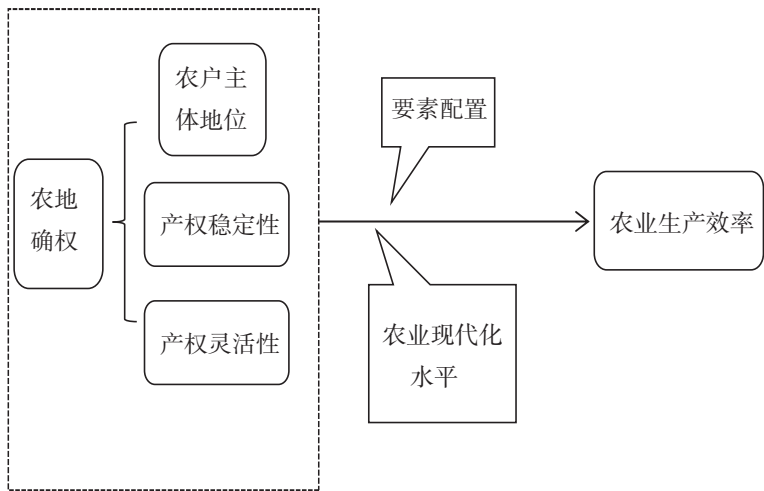


图 1 农地确权对农业生产效率影响的理论分析框架

定关系所衍生出的人格化财产特征带来的禀赋效应。这种情况下,土地细碎化问题难以克服,村集体组织或当地政府干预或调整土地的交易成本大大提高,公共品供给也较易陷入“集体行动困境”(刘远凤等,2018)。其次,农地产权权属关系不明晰。农地确权政策理论预期的基础是私人产品在市场机制中有效配置,而“三权分置”下的农地并不是普通意义上的私人产品(陶善信,2021),其发挥土地保障功能的集体所有权和承包权带有强烈的公共品属性,带有公共品属性的农地产权将大大降低经营权在市场中的交易效率。最后,确权后农地供给方的保留价格提升。作为农地的供给方,农户转出土地的前提是所得租金最低要与农地生产的机会成本相一致,而延长之后的土地承包期限增强农户地权稳定性预期的同时,也扩增了农户农地利用的选择集,木本类等长期经济作物的潜在收益自然提高了农户心中对自有土地的保留价格,相反,对需求方而言,农地确权前后的收益并没有改变,继而导致土地流转市场中出现“高价无市”的现象。因此,农地确权很难通过促进土地流转实现对农业生产效率的促进作用。

二是农地确权并不必然改善长期投资激励。一方面,农户是否对农地进行投资以及投资多少的决策,关键取决于投资所带来的收益与投资损耗成本相抵后剩余的多少,农地细碎化经营背景没有改变的情况下,农地投资所带来的收益是有限的(钟甫宁等,2009);另一方面,经营权本质上是一种有限制的权利,很难作为抵押物获得银行或金融机构的认可,即使小农户的承包经营权获得法律的认可,但其天然的价值低、风险强和易纠纷的特性,也会造成银行或金融机构的排斥(罗必良等,2020)。因此,农地确权并不一定会促进农地抵押贷款的发生,也就是说,农户的信贷可得性不会因为农地确权有所改善。而信贷可得性的限制势必影响农户的投资意愿和投资能力,进而造成效率损失。农业生产环节多、所需机械类型复杂、资产专用性较强,即使信贷可得,对农户来讲也是一笔不小的负担。农业社会化服务供给充足的情况下,不仅可以为农户提供便利的农业机械、灌溉等服务,还可以缓解农户面临的资金约束,解决农业生产资产专用性的固有劣势。

三是劳动力非农转移将弱化农地确权的生产率效应。农地确权提升农户地权安全性感知的同时,也在一定程度上促进了劳动力的非农转移(洪炜杰等,2019)。张兰等(2022)基于微观调查数据研究发现,劳动力非农转移显著降低了农户土地调整的意愿,直接阻碍了农业规模化生产经营的进程。此外,非农转移直接影响了从事农业生产劳动力的年龄结构,加剧了农村部门农业经营主体老龄化的态势,不仅对农业生产进程有所影响,且会直接影响信息化技术与农业生产的新融合,无法满足

适度规模经营背景下对高素质劳动力的需求,进而阻碍农业生产效率的提高。

“三权分置”制度的实施,使学术界将更多目光放在了农地产权稳定性与农业生产要素优化配置的关系上,认为农地确权的生产效率效应取决于各生产要素的优化配置(郭恩泽等,2022;李宁等,2017),但从上述分析可以发现,农地确权后三权分置框架下虽然突破了小农经济结构的局限性,但并未解决其所面临的地权约束,即不可抵押性,自然地,农业生产现代化所需的内生性金融体系也就无法建立,依赖于农地规模经济的服务规模经济也就难以形成,进而造成效率损失。此外,农户土地主体地位强化对劳动力非农转移的激励效应,也提高了农业生产经营的劳动力成本,进一步加深了农村劳动力的老龄化程度,阻碍农业生产效率的有效提升。因此,本文认为,农地确权并未通过对土地、资本、劳动等要素的优化配置实现农业生产效率的提升,生产要素的配置水平并不是决定农地确权生产率效应的唯一因素。综上所述,本文提出如下研究假说:

假说1:农地确权并未通过要素配置有效促进农业生产效率的提升。

2. 农业现代化维度下农地确权的生产率效应。土地产权从来不是抽象的,它既定义了各主体权利的边界,也是各主体权利博弈的基点。只有将利益分配与权利分配的冲突收敛到均衡状态,才能实现农地确权在农村农业生产中的政策预期。农村部门农业生产效率可以与非农部门生产效率相媲美的前提是农业产业化、现代化的基本实现,即农业生产过程需要具有规模化的生产与经营、新信息技术的应用以及农业生产的专业化分工等现代农业的基本特征。农户土地主体地位的强化进一步加深了土地细碎化经营的生产方式,但这些经营方式高度同质化的小农户难以形成产品和服务差异化供给,彼此之间由于缺乏合作,亦难以形成规模化或纵向分工,产业链难以延伸甚至无法形成,均导致生产效率损失。农地细碎化经营的背面其实反映的是农户经营地块互不相连,进而造成的农业生产管理和灌溉困难的实际问题(陈江华等,2020)。在要素配置不足,要素生产效率不高的经营背景下,农户对农业社会化服务和经济组织的需求将日益凸现,增强农户对经济组织和社会化服务的可获得性,将帮助农户充分享受农业现代化发展带来的红利,有效提升农业生产效率(罗建强等,2021)。

诺斯提出,当经营主体期望获得的潜在收益在已有制度安排下无法取得时,便形成了制度变迁的诱致因素。从世界农业现代化的发展历程来看,农业合作组织在农业经营体系中占据主导地位(黄祖辉,2013)。因此,在农地确权政策导向下,唯有将人力资本水平较低、法律意识淡薄、缺乏有力组织的高度同质性的小农户手中的土地集中起来,建立以农户拥有土地承包权为基础的集体所有制,以土地入股成为合作社或农场的股东,依附于农民合作组织才可能在谈判过程中处于有利地位,在交易过程中降低交易费用,实现组织效率,进而提升农业生产效率。作为农民合作组织对内为农户提供社会化服务,通过农机租赁服务等替代性投资和“劳务超市”等雇工搜寻平台以较低的搜寻成本和监管成本缓解对劳动力的刚性约束,实现资本对农村劳动力的简单替代(卢华等,2020),支撑农业生产经营模式转变、促进农业种植结构优化、延伸农业生产价值链(蔡昉等,2016),对外以法人资格开展经营活动,将有效避免农地确权后农业生产中不必要的效率损失,并形成对损失生产效率的补益。因此,从农业现代化维度进一步考察农地确权的生产率效应实有必要,综合上述分析,本文提出如下研究假说:

假说2:农业现代化水平是制约农地确权生产率效应的关键因素。

### 三、研究设计与数据说明

#### (一) 数据来源

本文用于实证检验的数据来源于中国金融调查(China Household Financial Survey, CHFS),是国家金融调查与研究中心在全国范围内开展的抽样调查项目,旨在收集有关家庭微观层次的相关

信息,为分析中国家庭的微观经济行为提供了真实可靠的研究依据。目前已分别在 2011—2019 年成功实施五轮调查,采用分层、三阶段与概率比例规模(PPS)抽样方法在全国范围内抽取样本,样本涉及全国 29 个省份、367 个县(区、县级市)、1481 个社区,在全国、各省份和副省级城市均具有代表性。特别地,CHFS 数据库在 2013 年和 2015 年数据对农村家庭的农业生产经营项目和土地资产的相关信息进行了详细记录,尤其是关于农户是否获得新一轮农地确权证书、获得确权证书的具体时间以及其家庭农业生产投入与产出的具体信息,加之本文研究的政策冲击点即为 2013 年土地确权工作在全国范围的展开,因而,本文采用 2013 年数据和 2015 年数据作为平衡面板数据。因此,相较于先前的土地确权改革,探讨新一轮土地确权对农业规模经营的影响更具有现实意义(郑淋议等,2023)。

由于本文试图通过双重差分模型识别农地确权与农业生产效率的关系,故在借鉴相关文献的基础上对原始数据进行了如下处理(贾俊雪等,2019;李江一等,2021):第一,将 2015 年的新增样本剔除,保留追访样本;第二,将样本中 2013 年和 2015 年都没有农用地的农户样本剔除;第三,将通过取值范围表示的不精确变量进行均值处理,将不同样本同一变量的单位以及 2013 年和 2015 年两年同一变量的单位进行统一处理;第四,将关键变量有缺失和异常值的样本剔除;第五,为了保证双重差分模型所要求的实验组与控制组在受政策影响前具有同质性,同时也保证本文定义的农地确权一定是“新一轮”农地确权,不会出现与旧农地确权效应重叠的情况,本文将在 2013 年及以前获得农地确权证书的样本剔除。经过上述处理,最终得到 6381 个有效样本。在实证分析时,因部分变量存在正常状态下的缺失值,实际汇报的有效样本量会有所不同。

## (二) 变量选择与描述性统计

1. 核心解释变量。本文的核心解释变量为农地确权和农业现代化水平。鉴于本文双重差分模型的要求,为保证实验组和控制组在政策实施前的同质性,本文将在 2013—2015 年领到耕地、林地、草地和园地其中任一种农用地的确权证书的农户设为实验组,取值为 1,否则为控制组,取值为 0。此外,本文通过农户农业生产的组织水平、社会化服务水平及有无灌溉设施来反映其所处的农业现代化水平:一是农户的组织水平,若农户属于农业企业、合作社、家庭农场或专业大户中的一种,取值为 1,否则为 0;二是农户农业生产的机械化程度,若农户土地适合大型机械操作,取值为 1,否则为 0;三是农业生产的灌溉设施,若农户农业生产过程中有专门的灌溉设施,取值为 1,否则为 0。

2. 被解释变量。本文的被解释变量为农业生产效率<sup>\*</sup>。本文运用数据包络分析模型,基于投入导向下的 BCC 模型和 CCR 模型测算出农业生产规模效率、农业生产纯技术效率和农业生产综合效率,分别反映农户农业生产经营规模的优化程度、农户生产性努力程度和综合资源配置效率。用于测算农户生产效率的投入指标为农业生产总投入、农业生产时间和农业经营规模,产出指标为农业总产值。其中农业生产总投入包括雇佣投入,种子、农药等农资品投入,租赁农用机械和车辆投入以及其他农业生产成本;农业生产时间为农户从事农业生产的总天数;农业经营规模为各类型农用地面积加上转入面积减去转出面积的值;农业总产值为各类型农用地总产值的和。

3. 其他控制变量。参照已有研究并结合第二部分的理论分析(李江一,2020),本文还控制了其他可能影响农业生产效率的变量,主要包括两类。一是随时间变化的变量。具体为户主的健康状况、家庭老龄化、风险偏好、家庭成员、土地征收和信贷可得性。其中,户主健康状况根据其自评健康 5 级量化指标度量,若自评“不好”“非常不好”赋值为 0,否则赋值为 1;风险偏好根据其偏好的投资项

\* DEA 方法是以相对效率概念为基础,根据多指标投入和产出对某一属类进行相对有效性或效益评价的一种方法。一是本文选用的投入产出指标适用于不同土地类型,是对农户生产情况的针对性反应,二是该方法本身具有相对性。因此所得结果可以用于比较

目类型来度量,若其偏好低风险或不愿意承担风险时赋值为 0,否则赋值为 1;信贷可得性通过农户农业生产贷款获得的难易度衡量,相对容易赋值为 1,否则赋值为 0。二是不随时间变化的变量。这类变量会被个体固定效应吸收,但将其与时间固定效应交互可以控制不同特征农户的时间变动趋势,以此进一步排除影响共同趋势假定成立的干扰因素,也可以捕获不同特征农户在不同年份受到的差异化影响(李江一等,2021)。主要包括农户户主性别、年龄、婚姻状况、政治面貌、受教育程度五个变量。其中受教育程度通过数值 1~8 分别表示文盲至本科及以上学历的不同学历。主要变量的描述性统计如表 1 所示。

表 1 变量定义及描述性统计

| 项目     | 变量名称    | 变量定义                         | 均值     | 标准差    |
|--------|---------|------------------------------|--------|--------|
| 产出指标   | 农业总产值   | 农户生产农产品年产值的对数(元)             | 8.919  | 1.239  |
| 投入指标   | 农业总投入   | 农户农业生产总投入的对数(元)              | 8.048  | 1.255  |
|        | 农业生产时间  | 农户从事农业生产经营的总时间的对数(天)         | 6.522  | 0.807  |
|        | 农业经营规模  | 农户实际耕种土地面积(亩)                | 11.190 | 28.640 |
| 被解释变量  | 农业规模效率  | 基于 DEA 测算得到的农户农业生产规模效率       | 0.919  | 0.077  |
|        | 农业纯技术效率 | 基于 DEA 测算得到的农户农业生产纯技术效率      | 0.557  | 0.071  |
|        | 农业综合效率  | 基于 DEA 测算得到的农户农业生产综合效率       | 0.512  | 0.072  |
| 主要解释变量 | 农地确权    | 已有确权证书:是=1,否=0               | 0.328  | 0.470  |
|        | 组织水平    | 农户是否属于企业/合作社/农场/专业大户:是=1,否=0 | 0.021  | 0.142  |
|        | 机械程度    | 农户农地是否适合大型机械操作,是=1,否=0       | 0.580  | 0.494  |
|        | 灌溉设施    | 农户土地是否有灌溉设施:是=1,否=0          | 0.401  | 0.490  |
| 控制变量   | 健康状况    | 户主自评是否身体健康:是=1,否=0           | 0.590  | 0.492  |
|        | 家庭老龄化   | 农户家庭成员大于 65 岁占比(%)           | 0.574  | 0.745  |
|        | 风险偏好    | 农户是否偏好高风险投资项目:是=1,否=0        | 0.603  | 0.489  |
|        | 家庭成员数   | 农户家庭成员总数                     | 3.348  | 1.754  |
|        | 土地征收    | 农户土地是否曾经被征收:是=1,否=0          | 0.073  | 0.259  |
|        | 信贷可得性   | 农户农业生产经营信贷是否可得:是=1,否=0       | 0.394  | 0.489  |
|        | 少年占比    | 农户家庭成员小于 16 岁占比(%)           | 0.212  | 0.238  |
|        | 婚姻状况    | 户主婚姻状况:已婚=1,其他=0             | 0.817  | 0.387  |
|        | 年龄      | 户主年龄                         | 47.510 | 16.720 |
|        | 性别      | 户主性别:男=1,女=0                 | 0.777  | 0.416  |
|        | 受教育程度   | 户主受教育程度                      | 2.636  | 1.133  |
|        | 政治面貌    | 户主政治面貌:党员=1,非党员=0            | 0.069  | 0.253  |

注:数据来源为作者对 2013 年和 2015 年数据的计算结果

(三) 研究设计

双重差分模型可以有效避免实证模型中可能存在的内生性问题,农地确权在全国范围内先后有



序开展为本文识别农地确权与农业生产效率的关系提供了一个天然的准自然实验。由此,首先,本文设定基准模型如下:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 Treat_i \times Dt_t + \beta_2 Treat_i + \beta_3 Dt_t + \beta_4 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

(1)式识别了三组方程,其中, $Y_{it}$ 表示 $t$ 期农户 $i$ 的农业生产规模效率、纯技术效率和综合效率。 $Treat_i$ 表示农户 $i$ 是否领到农地确权证书的二值虚拟变量,若农户领到证书,则属于实验组,赋值为1,否则为对照组,赋值为0。 $Dt_t$ 表示年份哑变量,2013年取值为0,2015年取值为1。进而将样本划分为四组:确权前对照组( $Treat_i = 0, Dt_t = 0$ )、确权前实验组( $Treat_i = 1, Dt_t = 0$ )、确权后对照组( $Treat_i = 0, Dt_t = 1$ )和确权后实验组( $Treat_i = 1, Dt_t = 1$ )。 $X_{it}$ 表示随时间变化的控制变量向量,以此克服实验组和对照组随时间变化的可观测特征差异可能导致的估计偏差。 $\varepsilon_{it}$ 为随机误差项。 $\beta_0$ 为常数项, $\beta_1$ 、 $\beta_2$ 、 $\beta_3$ 、 $\beta_4$ 表示待估计系数,特别地,在满足共同趋势假定条件下, $\beta_1$ 即为农地确权政策效果的一致估计。

其次,为了进一步提高模型的精度,降低估计系数方差,设定模型如下:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 Treat_i \times Dt_t + \alpha_i + Year_t + \beta_4 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, $\alpha_i$ 表示个体固定效应, $Year_t$ 为时间固定效应,其他变量与(1)式相同。要指出的是CHFS数据库为保护受访者隐私没有对外公开县级和村级相关信息,只公布了省份和城市标识码,因此本文无法确定市级以下的相关信息,另外本文的研究对象属于农户个体层面的变量,实证分析中控制县的个体效应极易导致多重共线性(汪险生等,2021),且农地确权政策多以市为单位展开,因此对于本文而言,控制市的个体效应即可消除不随时间变化的非观测异质性的影响。

最后,为检验双重差分模型结果的有效性,本文借鉴相关文献,在稳健性检验中采用事件研究法来检验确权实施前,处理组与控制组之间是否符合平行趋势假定(马述忠等,2022)。具体模型如下:

$$Y_{it} = \beta_0 + \sum_{t \neq 0} \beta_t P_t + \alpha_i + Year_t + \beta_4 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, $t$ 为距离确权实施发生的年份时长,如 $t=-1$ 表示农户确权的前一年, $P_t$ 表示时间虚拟变量和处理变量的交互项,如果DID满足平行趋势假定,那么当 $t<0$ 的时候,参数应不显著,即在确权前处理组和控制组没有系统性差异。

此外,本文试图在上述模型基础上通过以下两种方式进一步克服由违背共同趋势假定所造成的估计偏误问题。一是控制不同特征个体的时间趋势,主要包括户主的婚姻状况、年龄、性别和受教育程度以及政治面貌,可以在一定程度上缓解分组不随机导致的内生性问题(Leight等,2016);二是采用倾向得分匹配方法构建“反事实框架”,与双重差分模型相结合(PSM-DID),利用前者解决可能存在的样本自选择问题,后者解决内生性问题(胡新艳等,2022)。其基本思想是通过倾向得分匹配方法找到与实验组特征相似的控制组并与实验组匹配,再通过双重差分模型对匹配成功的样本进行分析。可以有效保证实验组与对照组的同质性,以满足共同趋势假定。

## 四、实证结果分析

实证分析重点考察农地确权政策对农业生产规模效率、纯技术效率和综合效率的影响,从而识别农地确权的政策效果,更重要地,本文将探讨政策效果存在与否的原因。

### (一) 基准模型的回归结果

表2汇报了(1)式和(2)式基准模型的估计结果。表2(1)(2)列、(3)(4)列、(5)(6)列分别表示农地确权对农业生产规模效率、规模效率和纯技术效率的影响,其中(1)(3)(5)列为加入控制变量后基准双重差分模型的回归结果,(2)(4)(6)列为双向固定效应下的双重差分模型的回归结果。从表2的实证结果来看,农地确权对农业生产效率的政策预期,很可能被过高估计了,这与罗必良等



(2020)对农地确权对农业要素市场发育相关关系的研究结论相符,并进一步佐证了其结论的可信性。

表 2 农地确权与农业生产效率

| 变量           | (1)       | (2)       | (3)       | (4)       | (5)       | (6)       |
|--------------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
|              | 农业生产规模效率  |           | 农业生产纯技术效率 |           | 农业生产综合效率  |           |
| 确权×处理年份      | -0.000    | 0.001     | 0.007     | 0.004     | 0.006     | 0.005     |
|              | (-0.015)  | (0.204)   | (1.514)   | (1.265)   | (1.351)   | (1.387)   |
| 家庭老龄化        | -0.006*** | -0.005**  | -0.007*** | -0.006*** | -0.010*** | -0.008*** |
|              | (-2.762)  | (-2.063)  | (-3.143)  | (-2.929)  | (-4.797)  | (-4.083)  |
| 信贷可得性        | 0.004     | 0.003     | 0.005*    | 0.001     | 0.008**   | 0.003     |
|              | (1.171)   | (0.874)   | (1.659)   | (0.338)   | (2.318)   | (1.015)   |
| 家庭总人数        | 0.000     | 0.001**   | -0.014*** | -0.012*** | -0.012*** | -0.011*** |
|              | (0.490)   | (1.992)   | (-24.602) | (-22.460) | (-22.037) | (-19.551) |
| 土地征收         | -0.009**  | -0.007*   | 0.001     | 0.003     | -0.005    | -0.001    |
|              | (-2.036)  | (-1.681)  | (0.306)   | (0.979)   | (-1.281)  | (-0.304)  |
| 风险偏好         | -0.008*** | -0.003    | -0.010*** | 0.003     | -0.014*** | 0.000     |
|              | (-3.280)  | (-1.079)  | (-3.970)  | (0.964)   | (-5.697)  | (0.097)   |
| 健康状况         | 0.004**   | 0.004**   | 0.016***  | 0.014***  | 0.017***  | 0.015***  |
|              | (2.109)   | (2.014)   | (8.515)   | (7.238)   | (8.900)   | (7.916)   |
| 时间固定效应       | N         | Y         | N         | Y         | N         | Y         |
| 城市固定效应       | N         | Y         | N         | Y         | N         | Y         |
| Constant     | 0.929***  | 0.919***  | 0.606***  | 0.592***  | 0.562***  | 0.543***  |
|              | (301.767) | (238.847) | (198.062) | (171.962) | (187.111) | (158.394) |
| Observations | 5378      | 5376      | 5378      | 5376      | 5378      | 5376      |
| R-squared    | 0.007     | 0.112     | 0.121     | 0.229     | 0.107     | 0.248     |

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著,括号内为聚类标准误。下同

1. 农地确权对农业生产规模效率的影响。表 2 结果显示,农地确权政策对农业生产规模效率没有显著影响,并且在控制时间和城市固定效应之后,农地确权政策的估计系数符号由负变为正,且其他控制变量的符号并未发生改变,表明农地确权政策的政策效果在不同城市和年份之间的确存在显著差异。尽管农地确权政策从实施之初就被寄希望于通过推动土地流转进而促进农地适度规模经营,提高农业生产规模效率。但值得注意的是已有研究中对这一预期结论不一,程令国等(2016)的研究表明农地确权显著提高了农户参与土地流转的可能性,罗必良等(2020)的研究则表明农地确权并未对土地流转市场有明显的推动作用。因此,本文的实证结果也直接回应了农地确权的政策预期,即当前农地确权政策尚未优化农户生产经营规模效率。结合已有研究,本文认为一个可能的解释就

是小农式的生产经营模式并没有充分发挥农地确权蕴含的政策含义,无论是否可以推动土地流转率的提高,对于没有组织依靠的农户个体而言意义都不是很大,这一点在下文会详细探讨。

2. 农地确权对农业生产纯技术效率的影响。表 2(3) 列和(4) 列结果表明,土地流转对农业生产纯技术效率影响为正,但并不显著。结合农地确权对农业生产规模效率的结论,可以认为农户不仅没有达到最优生产规模,其在一定规模上投入要素的生产效率也没有达到最优。可能的原因即在农业生产技术水平一定的情况下,农户的生产经营管理水平并没有因为农地确权而有明显提升,事实上,早有文献质疑农地确权对农户生产行为的改善作用(钟甫宁等,2009),也就是说,不能寄希望于通过农地确权来改善农户生产经营管理水平,该水平的提升还是需要依靠农户自身的生产性努力程度以及其所属合作组织为其提供的社会化服务水平。这些是决定农地确权政策预期是否可以达成的关键要素。

3. 农地确权对农业生产综合效率的影响。从表 2(5) 列和(6) 列可知,农地确权同样未能对农业生产综合效率产生显著影响,这一结果一方面是对前述结论的佐证,另一方面也表明农地确权对农户的资源配置能力和资源使用效率没有明显的促进作用。具体来看,可以发现不论是有无加入固定效应,其结果均不显著。表明这一结果在不同城市和年份之间并没有明显差异。耿鹏鹏(2021) 发现相对于土地流转和信贷可得性而言,劳动力投入在地权稳定性对农业生产综合效率的影响中具有完全中介效应,也就是说农业生产综合效率的提高对劳动力要素的要求较高,若从事农业生产的劳动力人力资本一直居低不升的话,那确权政策的效果与预期肯定是不一致的。至此,假说 1 得证。

## (二) 稳健性检验

1. 平行趋势检验。为了进一步验证表 2 结果的稳健性,本文根据模型(3) 的事件研究法来检验确权实施前农户的个体特征、家庭特征以及其他层面特征对控制组和处理组是否是类似的,以此验证 DID 模型的回归结果是否有效。结果如图 2 至图 4 所示,分别表示被解释变量为农业生产规模效率、纯技术效率和综合效率下的情形。各图上下虚线为 95% 置信区间估计区域,这里将确权实施当年( $t=0$ ) 为基准年,但为了形成对照,本文将其在图中同步显示。不难发现,在确权前,各交互项系数的 95% 置信区间估计均包括水平线 0,即交互项系数不显著地异于 0,表明处理组和对照组在确权实施前没有系统性差异,符合平行趋势假设。

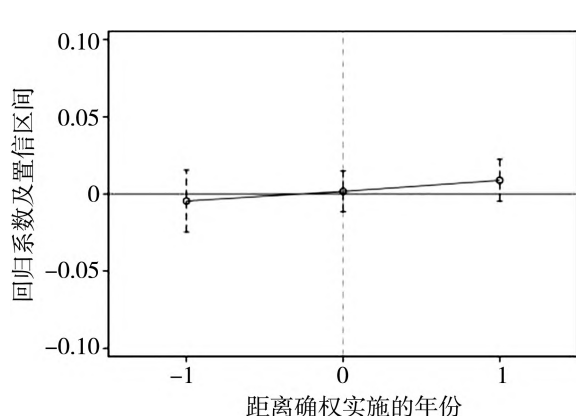


图 2 农地确权对农业生产规模效率的平行趋势检验

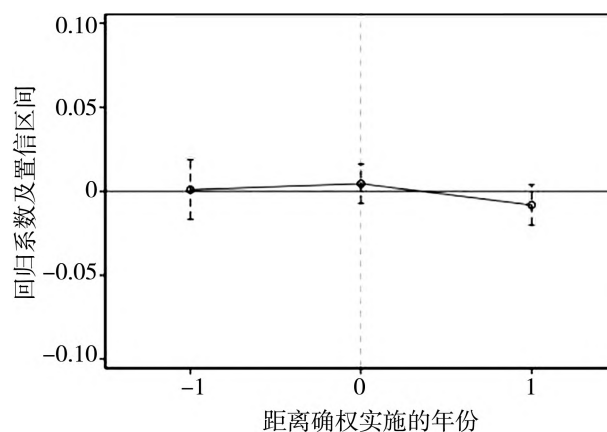


图 3 农地确权对农业生产纯技术效率的平行趋势检验

2. 不变特征的时间趋势。如上文所述,农地确权政策实施过程中的非随机性可能导致确权农户

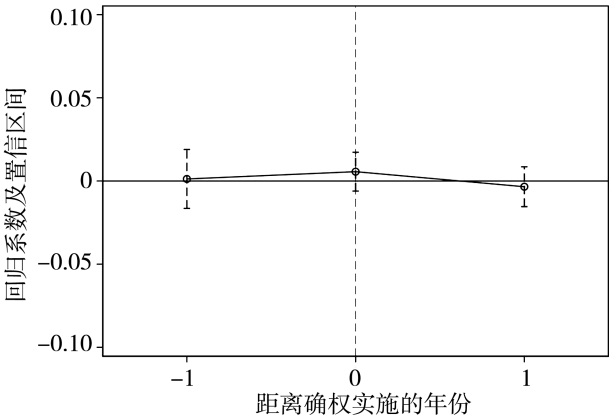


图 4 农地确权对农业生产综合效率的平行趋势检验

与未确权农户之间存在异质性,因而很可能无法满足共同趋势假定。为此,本文在前述模型基础上进一步控制不同特征农户随时间变动的趋势。表 3 报告了控制不同特征个体时间趋势后的回归结果。具体来看,可以发现控制时间趋势后,农地确权对农业生产规模效率的影响在双向固定效应下的回归系数符号与基准双重差分模型的回归系数符号一致,表明考虑农户不变特征随时间变动的趋势后,农地确权的政策效果在不同城市和年份之间不再有明显差异。再看农地确权对农业生产纯技术效率和综合效率的实证结果,估计系数符号和显著性与不控制时间趋势时的估计结果均一致。由此表明本文结果具有一定的稳健性。

表 3 控制不同特征个体的时间趋势

| 变量        | (1)                   | (2)                   | (3)                    | (4)                    | (5)                    | (6)                    |
|-----------|-----------------------|-----------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
|           | 农业生产规模效率              |                       | 农业生产纯技术效率              |                        | 农业生产综合效率               |                        |
| 确权×处理年份   | -0.003<br>(-0.587)    | -0.003<br>(-0.612)    | 0.007<br>(1.467)       | 0.005<br>(1.410)       | 0.005<br>(0.991)       | 0.004<br>(1.028)       |
| 家庭老龄化     | -0.006***<br>(-2.704) | -0.005**<br>(-2.094)  | -0.007***<br>(-3.367)  | -0.007***<br>(-3.28)   | -0.010***<br>(-4.978)  | -0.009***<br>(-4.427)  |
| 信贷可得性     | 0.006*<br>(1.861)     | 0.005<br>(1.377)      | 0.003<br>(1.002)       | -0.001<br>(-0.32)      | 0.007**<br>(2.132)     | 0.002<br>(0.733)       |
| 家庭总人数     | 0.001<br>(1.093)      | 0.002***<br>(2.595)   | -0.014***<br>(-24.693) | -0.012***<br>(-22.210) | -0.012***<br>(-21.739) | -0.011***<br>(-18.944) |
| 土地征收      | -0.010**<br>(-2.236)  | -0.009**<br>(-2.169)  | 0.003<br>(0.840)       | 0.006<br>(1.600)       | -0.003<br>(-0.908)     | -0.000<br>(-0.043)     |
| 风险偏好      | -0.008***<br>(-3.545) | -0.003<br>(-0.838)    | -0.012***<br>(-4.649)  | 0.001<br>(0.270)       | -0.016***<br>(-6.396)  | -0.001<br>(-0.311)     |
| 健康状况      | 0.004*<br>(1.898)     | 0.004*<br>(1.802)     | 0.017***<br>(8.860)    | 0.015***<br>(7.840)    | 0.018***<br>(9.116)    | 0.016***<br>(8.335)    |
| 时间固定效应    | N                     | Y                     | N                      | Y                      | N                      | Y                      |
| 城市固定效应    | N                     | Y                     | N                      | Y                      | N                      | Y                      |
| 常数项       | 0.928***<br>(298.626) | 0.915***<br>(193.010) | 0.608***<br>(196.764)  | 0.588***<br>(139.420)  | 0.564***<br>(185.702)  | 0.538***<br>(127.895)  |
| 样本量       | 5102                  | 5100                  | 5102                   | 5100                   | 5102                   | 5100                   |
| R-squared | 0.010                 | 0.116                 | 0.129                  | 0.237                  | 0.113                  | 0.254                  |

注:各模型分别控制了不变特征的时间趋势



3. 基于倾向得分匹配方法的再估计。共同趋势假定成立的一个重要的充分条件就是实验组和对照组的同质性,即分组的随机性。为满足这一条件,本文运用倾向得分匹配双重差分(PSM-DID)模型来估计(2)式,得到农地确权政策的平均处理效应,以解决可能存在的内生性问题。

为保证结果的稳健性,本文分别用核匹配和近邻匹配两种匹配方法进行了倾向得分匹配,具体结果如表 4 所示,可以发现两种匹配方法下得到的平均处理效应在系数符号和显著性上都较为一致,匹配前后得到的平均处理效应也没有明显变化,这也在一定程度上表明本文在倾向得分匹配前的实验组与对照组已经具有较高的同质性,共同趋势假定已基本满足。而经过倾向得分匹配后得到的基于 PSM-DID 模型的回归结果更具稳健性。从结果可以看出两种匹配方式下农地确权对农业生产规模效率的影响均为负,对农业生产纯技术效率和综合效率的影响均为正,且均不显著。再次表明,即使考虑了可能存在的内生性问题,上文结果仍然稳健,农地确权对农业生产效率的影响效应并未达到政策预期。

表 4 农地确权政策的 PSM-DID 模型结果

| 变量        | (1)<br>农业生产<br>规模效率   | (2)<br>农业生产<br>纯技术效率<br>核匹配 | (3)<br>农业生产<br>综合效率     | (4)<br>农业生产<br>规模效率    | (5)<br>农业生产<br>纯技术效率<br>近邻匹配 | (6)<br>农业生产<br>综合效率     |
|-----------|-----------------------|-----------------------------|-------------------------|------------------------|------------------------------|-------------------------|
| 确权×处理年份   | -0.003<br>(-0.647)    | 0.005<br>(1.417)            | 0.004<br>(1.017)        | -0.001<br>(-0.170)     | 0.006<br>(1.542)             | 0.005<br>(1.343)        |
| 家庭老龄化     | -0.005 **<br>(-2.161) | -0.006 ***<br>(-3.159)      | -0.009 ***<br>(-4.360)  | -0.012 ***<br>(-5.124) | -0.001<br>(-0.595)           | -0.008 ***<br>(-4.153)  |
| 信贷可得性     | 0.005<br>(1.256)      | -0.001<br>(-0.298)          | 0.002<br>(0.685)        | 0.010 ***<br>(2.648)   | -0.004<br>(-1.038)           | 0.003<br>(0.917)        |
| 家庭总人数     | 0.002 **<br>(2.573)   | -0.012 ***<br>(-22.137)     | -0.011 ***<br>(-18.896) | 0.001 **<br>(2.186)    | -0.012 ***<br>(-20.306)      | -0.010 ***<br>(-17.746) |
| 土地征收      | -0.009 **<br>(-2.220) | 0.006<br>(1.564)            | -0.000<br>(-0.100)      | -0.008 *<br>(-1.716)   | 0.005<br>(1.145)             | -0.001<br>(-0.201)      |
| 风险偏好      | -0.003<br>(-0.831)    | 0.001<br>(0.289)            | -0.001<br>(-0.291)      | -0.002<br>(-0.643)     | 0.010 ***<br>(3.497)         | 0.008 ***<br>(2.793)    |
| 健康状况      | 0.004 *<br>(1.801)    | 0.015 ***<br>(7.817)        | 0.016 ***<br>(8.315)    | 0.008 ***<br>(3.514)   | 0.015 ***<br>(7.609)         | 0.018 ***<br>(9.392)    |
| 样本量       | 5092                  | 5092                        | 5092                    | 4621                   | 4621                         | 4621                    |
| R-squared | 0.116                 | 0.237                       | 0.255                   | 0.164                  | 0.287                        | 0.309                   |

注:各模型分别控制了不变特征的时间趋势、时间固定效应和城市固定效应

## 五、对确权政策效果未达预期可能原因的针对性探讨

### (一) 模型设定

上述模型设定中有一个一般性假设“同质性处理效应”,即假设所有农户在确权之后的处理效应

都相同。对农地确权制度背景和内在机理进行分析之后可以发现此假定一方面太苛刻,另一方面并不符合实际情况。即使同属于一个村的农户,其受农地确权政策影响的程度也将有明显差异。事实上,农业经营主体受地权稳定性激励作用下对农业生产效率的影响是否是正面的,取决于农户的农业现代化水平,具体地,本文从农户生产的组织化水平、机械程度和灌溉设施三个角度刻画农业生产的现代化水平。以此来区分不同农户所受的异质性处理效应。具体于模型设定,即在经典 DID 的框架下引入异质性处理效应,通过三重交互项,构建异质性 DID 模型如下:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 Treat_{it} \times Dt_{it} + \tau Treat_{it} \times Dt_{it} \times Group_{it} + \alpha_i + Year_{it} + \beta_4 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中,Group 为二值变量,当农户属于普通农户(不属于合作社、家庭农场或农业企业等农业组织)、没有灌溉设施或农地不适合大型机械操作的时候,赋值为 0,否则赋值为 1。对于 Group=0 那类实验组农户,其处理效应为 $\beta_1$ ,而对于 Group=1 那类实验组农户,其处理效应则为 $\beta_1 + \tau$ ,也就是说只要三重交互项的系数是显著的,就可以说明农户所受的处理效应是具有异质性的,也就可以进一步通过实证模型检验前述理论分析中的所得结论,即探寻基准模型分析中农地确权政策效果未达预期的可能原因。

## (二) 实证结果分析

表 5 中的回归结果分别展示了组织水平、机械程度和灌溉设施这些外部约束条件下,农地确权政策对农业生产规模效率的影响效应,将各类农户精准识别并加以比较。从表 5(1)列和(2)列可以看出加入考察组织水平的三重交互项后,无论是否控制不变特征的时间趋势,农地确权的双重差分结果仍然与前文实证结果一致为负,与理论预期相符的是加入组织水平交互之后的系数在 5%的水平上显著为正。这意味着,对于组织水平较高的农户而言,农地确权政策的实施显著促进了其农业生产规模效率的提高,之所以总体来看农地确权对农业生产规模效率的推动作用未达预期,很可能的原因就在于小规模经营无力承担高昂的交易费用而产生的效率低下,阻碍了农地确权政策效果的发挥。进一步看加入机械程度和灌溉设施的交互项之后的回归结果,可以发现机械化程度较高和灌溉设施完善的农户,回归系数为正,且分别在 5%和 1%的水平上显著,即机械程度和灌溉设施完善情况将显著强化确权农户的农业生产规模效率。进一步从(4)列和(6)列结果可以看出,机械程度不高和灌溉设施不完善的农户,其农地确权政策对农业生产规模效率的影响系数均在 5%的水平上显著为负,而从(2)列结果可以发现,组织水平不高的农户,其对农地确权政策效应的影响虽然为负,但并不显著。这表明与组织水平相比,农户农地的可机械操作程度和所拥有灌溉设施的完善情况对农业生产规模效率的制约更为明显,即社会化服务体系的健全与否对农业生产规模效率的影响更为直接。社会化服务水平的提高将通过推进农业分工深化降低生产交易成本,拓宽土地规模经营维度,推进土地适度规模经营。

从表 6 的估计结果来看,分别加入三重交互项之后得到的处理效应均不显著,具体来看,农业组织水平较高的农户,其经历农地确权政策后对农业生产纯技术效率的影响为负,虽然结果并不显著,但这一结果也说明了农户的生产性努力程度与其加入农业组织这一事实存在反比关系,可能的原因即在于加入农业合作组织后,农户自身投入要素的生产效率将有所下降,组织水平的差异将诱发确权农户不同的生产积极性,也就是对农业组织逐渐形成不同程度的依赖性,进而导致不加入农业合作组织的农户反倒有更高的农业生产纯技术效率。从(3)~(6)列估计结果来看,农业社会化服务水平的高低对农业生产纯技术效率也就是农户生产的努力性程度没有显著影响,可能的原因即在于社会化服务水平对农业生产效率的作用路径主要在于对专业化分工水平的提升,各生产环节分别交由专业组织完成,在这种情况下,农户的生产努力性程度不仅不会提高,反倒可能会因此降低,节省出更多时间投入到非农生产中。

表 5 农地确权对农业生产规模效率决定的进一步分析

| 变量           | (1)                    | (2)                    | (3)                    | (4)                    | (5)                    | (6)                    |
|--------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| 确权×处理年份      | -0.000<br>(-0.081)     | -0.004<br>(-0.927)     | -0.006<br>(-1.229)     | -0.011 **<br>(-1.987)  | -0.006<br>(-1.408)     | -0.011 **<br>(-2.186)  |
| 确权×处理年份×组织水平 | 0.035 **<br>(2.069)    | 0.044 **<br>(2.363)    |                        |                        |                        |                        |
| 确权×处理年份×机械程度 |                        |                        | 0.013 **<br>(2.045)    | 0.015 **<br>(2.269)    |                        |                        |
| 确权×处理年份×灌溉设施 |                        |                        |                        |                        | 0.018 ***<br>(2.888)   | 0.021 ***<br>(3.059)   |
| 家庭老龄化        | 0.003<br>(0.965)       | 0.005<br>(1.477)       | 0.003<br>(0.863)       | 0.005<br>(1.374)       | 0.003<br>(0.886)       | 0.005<br>(1.409)       |
| 信贷可得性        | -0.005 **<br>(-2.121)  | -0.005 **<br>(-2.177)  | -0.005 **<br>(-2.123)  | -0.005 **<br>(-2.156)  | -0.005 **<br>(-2.100)  | -0.005 **<br>(-2.135)  |
| 家庭总人数        | 0.001 **<br>(2.019)    | 0.002 ***<br>(2.616)   | 0.001 **<br>(1.965)    | 0.002 **<br>(2.562)    | 0.001 **<br>(2.026)    | 0.002 ***<br>(2.622)   |
| 土地征收         | -0.007 *<br>(-1.683)   | -0.009 **<br>(-2.175)  | -0.007 *<br>(-1.688)   | -0.009 **<br>(-2.180)  | -0.007 *<br>(-1.692)   | -0.009 **<br>(-2.175)  |
| 风险偏好         | -0.003<br>(-1.114)     | -0.003<br>(-0.884)     | -0.003<br>(-1.132)     | -0.003<br>(-0.903)     | -0.003<br>(-1.070)     | -0.003<br>(-0.815)     |
| 健康状况         | 0.004 **<br>(1.973)    | 0.004 *<br>(1.760)     | 0.004 **<br>(1.975)    | 0.004 *<br>(1.753)     | 0.004 **<br>(1.973)    | 0.004 *<br>(1.764)     |
| 不变特征时间趋势     | N                      | Y                      | N                      | Y                      | N                      | Y                      |
| 常数项          | 0.919 ***<br>(238.927) | 0.915 ***<br>(193.098) | 0.919 ***<br>(238.802) | 0.916 ***<br>(193.009) | 0.919 ***<br>(239.022) | 0.915 ***<br>(193.175) |
| 样本量          | 5376                   | 5100                   | 5376                   | 5100                   | 5376                   | 5100                   |
| R-squared    | 0.113                  | 0.117                  | 0.113                  | 0.117                  | 0.114                  | 0.117                  |

注:各模型分别控制了时间固定效应和城市固定效应。下同

因为农业生产效率存在“农业综合生产效率=农业生产规模效率×农业生产纯技术效率”的关系,因此,通过观察农业组织水平和社会化服务水平与农地确权交互项对农业生产综合效率的影响,可以进一步明晰外部约束条件对农地确权政策效果的总体影响。从表 8 的估计结果来看,农地确权影响农业生产综合效率的效果并没有因为组织水平的高低而有所差异,虽然结果为正,但不管是有无控制不变特征的时间趋势,结果均不显著。相比之下农业社会服务水平显著影响了农地确权政策效

果的发挥。进一步看可以发现,当农户机械程度较低或灌溉设施不完善时,农地确权对农业生产综合效率的影响都变为了负数,反之则显著为正。结合上文表6所得结论,加之此处对(2)(4)(6)列结果的比较,可以进一步明晰,与组织水平相比,农业生产的社会化服务水平(机械程度和灌溉设施)对确权农户农业生产效率的强化作用更为突出。

表6 农地确权对农业生产纯技术效率决定的进一步分析

| 变量           | (1)                    | (2)                    | (3)                    | (4)                    | (5)                    | (6)                    |
|--------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| 确权×处理年份      | 0.004<br>(1.277)       | 0.006<br>(1.537)       | -0.000<br>(-0.074)     | 0.001<br>(0.286)       | 0.003<br>(0.829)       | 0.005<br>(1.241)       |
| 确权×处理年份×组织水平 | -0.003<br>(-0.175)     | -0.017<br>(-1.044)     |                        |                        |                        |                        |
| 确权×处理年份×机械程度 |                        |                        | 0.008<br>(1.495)       | 0.007<br>(1.107)       |                        |                        |
| 确权×处理年份×灌溉设施 |                        |                        |                        |                        | 0.002<br>(0.420)       | -0.001<br>(-0.114)     |
| 家庭老龄化        | -0.006***<br>(-2.922)  | -0.007***<br>(-3.236)  | -0.006***<br>(-2.972)  | -0.007***<br>(-3.304)  | -0.006***<br>(-2.934)  | -0.007***<br>(-3.273)  |
| 信贷可得性        | 0.001<br>(0.330)       | -0.001<br>(-0.367)     | 0.001<br>(0.330)       | -0.001<br>(-0.324)     | 0.001<br>(0.340)       | -0.001<br>(-0.323)     |
| 家庭总人数        | -0.012***<br>(-22.458) | -0.012***<br>(-22.214) | -0.012***<br>(-22.481) | -0.012***<br>(-22.221) | -0.012***<br>(-22.452) | -0.012***<br>(-22.204) |
| 土地征收         | 0.003<br>(0.979)       | 0.006<br>(1.598)       | 0.003<br>(0.975)       | 0.006<br>(1.591)       | 0.003<br>(0.978)       | 0.006<br>(1.596)       |
| 风险偏好         | 0.003<br>(0.967)       | 0.001<br>(0.291)       | 0.002<br>(0.925)       | 0.001<br>(0.239)       | 0.003<br>(0.965)       | 0.001<br>(0.270)       |
| 健康状况         | 0.014***<br>(7.239)    | 0.015***<br>(7.858)    | 0.014***<br>(7.209)    | 0.015***<br>(7.814)    | 0.014***<br>(7.231)    | 0.015***<br>(7.841)    |
| 不变特征时间趋势     | N                      | Y                      | N                      | Y                      | N                      | Y                      |
| 常数项          | 0.592***<br>(171.945)  | 0.588***<br>(139.423)  | 0.592***<br>(171.898)  | 0.588***<br>(139.341)  | 0.592***<br>(171.949)  | 0.588***<br>(139.406)  |
| 样本量          | 5376                   | 5100                   | 5376                   | 5100                   | 5376                   | 5100                   |
| R-squared    | 0.229                  | 0.237                  | 0.229                  | 0.237                  | 0.229                  | 0.237                  |

综上可以发现,农业现代化水平这一外部约束条件的不同,的确是造成农地确权政策效果不一的主要原因,假说2得证。通过对农业生产的组织水平和社会化服务水平具体考察,可以看出,组织水平是农地确权影响农业生产规模效率的主要约束条件,农业生产组织水平的提升对于提高农业生产



适度规模经营,提高规模效率具有实际意义。此外,农地确权对农业生产纯技术效率也就是农户生产努力性程度的影响并不受农业现代化水平的影响,或者说,并没有因为农业现代化水平的提升,而使农户生产努力性程度因此改善。总体而言,要想推动农地确权政策在农业生产效率方面有符合政策预期的稳定的促进作用,推动农业生产现代化水平是重中之重,两者应相辅相成,单腿走路注定是走不远的。未来的农业生产组织和社会化服务水平应当是具有充分弹性的,能够像二三产业的产业链一样实现专业化分工,形成与农业生产实际需要相符的具有弹性的经营制度、土地制度和生产方式。

表 7 农地确权对农业生产综合效率决定的进一步分析

| 变量               | (1)                    | (2)                    | (3)                    | (4)                    | (5)                    | (6)                    |
|------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| 确权×处理年份          | 0.004<br>(1.234)       | 0.004<br>(0.963)       | -0.004<br>(-0.811)     | -0.005<br>(-0.932)     | -0.000<br>(-0.067)     | -0.001<br>(-0.149)     |
| 确权×处理年份×<br>组织水平 | 0.015<br>(1.019)       | 0.007<br>(0.407)       |                        |                        |                        |                        |
| 确权×处理年份×<br>机械程度 |                        |                        | 0.015***<br>(2.721)    | 0.015**<br>(2.492)     |                        |                        |
| 确权×处理年份×<br>灌溉设施 |                        |                        |                        |                        | 0.013**<br>(2.247)     | 0.011*<br>(1.846)      |
| 家庭老龄化            | -0.008***<br>(-4.110)  | -0.009***<br>(-4.439)  | -0.008***<br>(-4.164)  | -0.009***<br>(-4.496)  | -0.008***<br>(-4.112)  | -0.009***<br>(-4.451)  |
| 信贷可得性            | 0.003<br>(1.059)       | 0.002<br>(0.750)       | 0.003<br>(1.001)       | 0.002<br>(0.730)       | 0.003<br>(1.024)       | 0.002<br>(0.752)       |
| 家庭总人数            | -0.011***<br>(-19.536) | -0.011***<br>(-18.939) | -0.011***<br>(-19.598) | -0.011***<br>(-18.990) | -0.011***<br>(-19.532) | -0.011***<br>(-18.934) |
| 土地征收             | -0.001<br>(-0.304)     | -0.000<br>(-0.044)     | -0.001<br>(-0.311)     | -0.000<br>(-0.054)     | -0.001<br>(-0.311)     | -0.000<br>(-0.045)     |
| 风险偏好             | 0.000<br>(0.080)       | -0.001<br>(-0.318)     | 0.000<br>(0.026)       | -0.001<br>(-0.383)     | 0.000<br>(0.104)       | -0.001<br>(-0.296)     |
| 健康状况             | 0.015***<br>(7.894)    | 0.016***<br>(8.326)    | 0.015***<br>(7.867)    | 0.016***<br>(8.282)    | 0.015***<br>(7.885)    | 0.016***<br>(8.312)    |
| 不变特征时间趋势         | N                      | Y                      | N                      | Y                      | N                      | Y                      |
| 常数项              | 0.543***<br>(158.397)  | 0.538***<br>(127.884)  | 0.544***<br>(158.469)  | 0.539***<br>(127.951)  | 0.543***<br>(158.461)  | 0.538***<br>(127.926)  |
| 样本量              | 5376                   | 5100                   | 5376                   | 5100                   | 5376                   | 5100                   |
| R-squared        | 0.248                  | 0.254                  | 0.249                  | 0.255                  | 0.249                  | 0.255                  |

## 六、结论与政策启示

本文将新一轮农地确权工作在全国范围内铺开这一政策实施作为一个准自然实验,基于中国金

— 64 —

融调查的 2013 年和 2015 年调查数据,考察农地确权工作对农业生产效率的推动作用是否符合政策预期,更重要的是,本文在此基础上结合农业生产的实际探讨了农地确权工作政策出现当前效果的可能原因,为当前中国农村推动农业生产适度规模经营,提高农业生产效率提供了具有理论与实证双重支撑的科学参考。本文主要得出以下结论:一是农地确权政策对于土地流转率和农户的长期投资激励并不必然起到推动作用,劳动力转移在一定程度上会弱化农地确权对农业生产的激励作用,农地确权政策的实施并未通过要素配置有效提升农业生产效率。二是农业现代化发展水平不足是导致农地确权政策实施效果未达预期的主要原因,主要体现在农户所处的农业组织水平、其农地生产的机械化程度和灌溉设施的完善情况。三是与农业纯技术效率相比,农地确权对农业生产规模效率的推动作用受农业现代化水平的影响更大。

本文的政策启示在于,首先,在中国情境下,基于产权经济学或新制度经济学的理论导向并不必然与事实相符,政策决策者有必要为巩固新一轮农地确权成果提供有效促进城乡要素配置效率、社会化服务水平和农业生产组织水平等相关的配套制度设计,这不仅可以促进农地确权政策效应的发挥,更有助于实现理论导向、政策导向与现实导向的相互呼应。其次,农地确权工作的推开并不是一个简单的一加一等于二的问题,其背后需要整个农村农业生产全方位基础设施的配套。政策决策者在推动农地确权工作展开的过程中,需要强调该政策对当地农业生产经营主体的可应用性,分别对具备不同生产现代化经营条件的农户或生产大户给予相匹配的政策支持,以此提升农地确权的政策效应。最后,为了进一步提高农业生产规模效率,政府要加强对小农户的扶持,加大财政补贴力度,切实搭建起农业生产组织化和社会化服务的双驱动引擎,健全农业支持保护制度,支持农业服务公司、农民合作社、农村集体经济组织、基层供销合作社等各类主体大力发展多元化生产托管服务,加快小农户向农业生产专业户的转型,实现小农户与现代农业的有机衔接。

#### 参 考 文 献

1. Deininger, K., Ali, D. A., Alemu, T. Impacts of Land Certification on Tenure Security, Investment, and Land Market Participation: Evidence from Ethiopia. *Land Economics*, 2011(2): 312~334
2. Goldstein, M., Hounghedji, K., Kondylis, F., et al. Formalization Without Certification? Experimental Evidence on Property Rights and Investment. *Journal of Development Economics*, 2018, 132: 57~74
3. Heltberg, R. Property Rights and Natural Resource Management in Developing Countries. *Journal of Economic Surveys*, 2010(2): 189~214
4. Holden, S. T., Deininger, K., Gh Eb Ru, H. Impact of Land Certification on Land Rental Market Participation in Tigray Region, Northern Ethiopia. *SSRN Electronic Journal*, 2007(5211)
5. Hosaena, Ghebru, Stein, et al. Technical Efficiency and Productivity Differential Effects of Land Right Certification: A Quasi-Experimental Evidence. *Quarterly Journal of International Agriculture*, 2015(1): 1~31
6. Jacoby, H. G., Bart, M. Is Land Titling in Sub-Saharan Africa Cost-Effective? Evidence from Madagascar. *World Bank Economic Review*, 2007(3): 461~485
7. Leight, Jessica. Reallocating Wealth? Insecure Property Rights and Agricultural Investment in Rural China. *China Economic Review*, 2016, 40: 207~227
8. Markussen, T. Property Rights, Productivity, and Common Property Resources: Insights from Rural Cambodia. *World Development*, 2008(11): 2277~2296
9. Melesse, M. B., Bulte, E. Does Land Registration and Certification Boost farm Productivity? Evidence from Ethiopia. *Agricultural Economics*, 2016(6): 757~768
10. 蔡 昉,王美艳. 从穷人经济到规模经济——发展阶段变化对中国农业提出的挑战. *经济研究*, 2016(5): 14~26
11. 陈江华,罗明忠,洪炜杰. 农地确权,细碎化与农村劳动力非农转移. *西北农林科技大学学报:社会科学版*, 2020(2): 88~96
12. 陈媛媛,傅 伟. 土地承包经营权流转、劳动力流动与农业生产. *管理世界*, 2017(11): 79~93

13. 程令国,张 晔,刘志彪. 农地确权促进了中国农村土地的流转吗. 管理世界,2016(1):88~98
14. 邓宏图,周 凤. 劳动力转移与农业劳动生产率变化——基于理论与实证统一框架下的分析. 东北师大学报(哲学社会科学版),2021(3):73~93
15. 冯华超,钟涨宝. 新一轮农地确权促进了农地转出吗. 经济评论,2019(2):48~59
16. 耿鹏鹏. “规模实现”抑或“技术耗散”:地权稳定如何影响农户农业生产效率. 南京农业大学学报(社会科学版),2021(1):108~120
17. 郭恩泽,吴一恒,王 博,马贤磊. 如何促进宅基地“三权分置”有效实现——基于产权配置形式与实施机制视角. 农业经济问题,2022(6):57~67
18. 洪伟杰,胡新艳. 地权稳定性与劳动力非农转移. 经济评论,2019(2):34~47
19. 胡新艳,罗必良. 新一轮农地确权与促进流转:粤赣证据. 改革,2016(4):85~94
20. 胡新艳,许金海,陈文晖. 地权界定方式与劳动力非农转移效应——从常规确权到整合确权的准实验比较分析. 农业技术经济,2022(8):4~21
21. 黄祖辉. 发展农民专业合作社,创新农业产业化经营模式. 湖南农业大学学报(社会科学版),2013(4):8~9
22. 冀县卿,钱忠好. 如何有针对性地促进农地经营权流转——基于苏、桂、鄂、黑四省(区)99村、896户农户调查数据的实证分析. 管理世界,2018(3):87~97+184
23. 贾俊雪,秦 聪. 农村基层治理、专业协会与农户增收. 经济研究,2019(9):123~140
24. 匡远配,彭 云. 农地确权真的能推动农业适度规模经营吗——基于制度效力的视角. 科学决策,2021(8):24~37
25. 李江一. 农地确权对农民非农业劳动参与的影响. 经济科学,2020(1):113~126
26. 李江一,仇童伟. 农地确权与农业生产结构调整:来自中国家庭金融调查的证据. 财贸研究,2021(9):57~69
27. 李 宁,何文剑,仇童伟,陈利根. 农地产权结构、生产要素效率与农业绩效. 管理世界,2017(3):44~62
28. 刘远风,伍飘宇. 三权分置下“确权悖论”的制度破解. 经济学家,2018(5):89~97
29. 卢 华,胡 浩,耿献辉. 农业社会化服务对农业技术效率的影响. 中南财经政法大学学报,2020(6):69~77
30. 罗必良,洪伟杰. 农地确权与农户要素配置的逻辑. 农村经济,2020(1):1~7
31. 罗必良,张 露. 中国农地确权:一个可能被过高预期的政策. 中国经济问题,2020(5):17~31
32. 罗建强,姜亚文,李洪波. 农机社会化服务生态系统:制度分析及实现机制——基于新制度经济学理论视角. 农业经济问题,2021(6):34~46
33. 马述忠,郭继文. 制度创新如何影响我国跨境电商出口——来自综试区设立的经验证据. 管理世界,2022(8):83~102
34. 毛 飞,孔祥智. 农地规模化流转的制约因素分析. 农业技术经济,2012(4):52~64
35. 陶善信. 农地产权间的功能冲突与调和——基于保障与生产功能关系的辨析. 经济学家,2021(4):121~128
36. 汪险生,李 宁. 提高金融可得性能否促进土地流转——来自 CHFS 数据的证据. 山西财经大学学报,2021(43):54~72
37. 王吉鹏,肖 琴,李建平. 新型农业经营主体融资:困境、成因及对策——基于 131 个农业综合开发产业化发展贷款贴息项目的调查. 农业经济问题,2018(2):71~77
38. 叶剑平,丰 雷,蒋 妍,郎 昱,罗伊·普罗斯特曼. 2016 年中国农村土地使用权调查研究——17 省份调查结果及政策建议. 管理世界,2018(3):98~108
39. 张 兰,孔 岩,樊鹏飞,冯淑怡. 非农就业、土地流转抑制了农户当前及二轮承包到期时土地调整意愿吗. 农业技术经济,2022(9):122~133
40. 郑淋议,李烨阳,钱文荣. 土地确权促进了中国的农业规模经营吗——基于 CRHPS 的实证分析. 经济学(季刊),2023(2):447~463
41. 钟甫宁. 正确认识粮食安全和农业劳动力成本问题. 农业经济问题,2016(1):4~9+110
42. 钟甫宁,纪月清. 土地产权、非农就业机会与农户农业生产投资. 经济研究,2009(12):43~51
43. 周 凤,赵 燕,邓格致. 互联网应用、劳动力要素配置与农户劳动生产率——一个新结构经济学的分析视角. 现代财经(天津财经大学学报),2023(3):97~113

## **Can Agricultural Land Titling Really Improve Agricultural Production Efficiency: An Examination in the Dimension of Agricultural Modernization**

ZHOU Feng, DENG Hongtu

**Abstract:** There seems to be a consensus on the importance of farmland titling on agricultural production efficiency. Based on data from the China Financial Survey, this paper uses propensity score matching double difference benchmark models and heterogeneity models, and theoretical analysis and empirical tests reveal that the impact of farmland titling on agricultural production scale efficiency, pure technical efficiency, and overall efficiency falls short of expectations. In the absence of matching agricultural cooperative organizations and improved social service levels, land titling by itself does not improve agricultural production efficiency by increasing the rate of agricultural land transfer or improving long-term investment incentives or otherwise. The paper also confirms that the efficiency decisions of agricultural land titling on the scale of agricultural production are more influenced by the level of agricultural production cooperatives and social services than by the pure technical efficiency of agricultural production. However, on balance, it seems that the improvement of the level of socialization services has a better impact on the overall efficiency of agricultural production than the impact of agricultural production organizations on the overall efficiency of agricultural production. Therefore, at this stage, simply promoting the reform of agricultural land titling system has little effect on promoting the efficiency of agricultural production, while further improving the level of agricultural modernization, organizing homogeneous smallholder farmers, developing moderate scale operation, and providing socialized services including outsourcing mechanism can truly achieve effective improvement of the scale efficiency and comprehensive efficiency of agricultural production.

**Keywords:** Agricultural land titling; Agricultural production efficiency; Double differential; Agricultural modernization

责任编辑: 鄂昱州